

УДК 004.75

А.В. Шевченко¹, С.Н. Нечаусов²¹Национальный университет обороны Украины, Киев²Национальный аэрокосмический университет им. Н.Е. Жуковского «ХАИ», Харьков**МЕТОД ОПТИМАЛЬНОГО РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ТРАНЗАКЦИЙ КОРПОРАТИВНОЙ СЕТИ**

Предложен метод, позволяющий оптимально распределить поток транзакций в сегментированной корпоративной сети. Метод учитывает характеристики отдельной транзакции, сегментацию КС и распределенность и объемы данных, необходимых для получения ответа на запрос.

Ключевые слова: корпоративная сеть, транзакция, данные.

Введение

Наблюдающееся в последнее время значительное расширение корпоративных сетей (КС), особенно удаленными сегментами, привело к возникновению ряда проблем, одной из которых является распределение транзакций, требующих удаленных данных с различных сетевых сегментов [1]. Анализ исследований в данном направлении [2 – 5] показал, что существующие подходы не учитывают сегментацию КС и распределенность данных, необходимых для получения ответа на запрос, в современных КС.

Поэтому целью данной статьи является разработка метода, позволяющего оптимально распределить поток транзакций в сегментированной корпоративной сети.

Результаты исследований

Рассмотрена распределенную КС (РКС), включающую M удаленных сетевых сегментов

(УСС), причем каждая i -ая ЛВС состоит из l_i рабочих станций ($i = \overline{1, M}$). В среде РКС в замкнутом режиме предполагается функционирование N статистически однородных транзакций, обслуживаемых согласно стандартной дисциплине FCFS (First Come First Served). Предполагается, что длительность обслуживания транзакции i -го УСС распределена по экспоненциальному закону с параметром, равным интенсивности обслуживания μ_i , т.е.

$$F_i(t) = 1 - e^{-\mu_i t}. \quad (1)$$

Пусть $n_i(t)$ - число транзакций, находящихся в очереди на обслуживание и на обслуживании i -й ЛВС в момент времени t . Можно рассмотреть вектор состояния исследуемой сети $\bar{n} = (n_i)_M$, $n_i \leq N$, $i = \overline{1, M}$. Обозначим вероятность того, что РКС находится в состоянии \bar{n} в момент времени t как

$$\delta(\bar{n}, t) = P\{n_i(t) = n_i\}, \quad i = \overline{1, M}.$$

Тогда на множестве состояний рассматриваемой РКС

$$S(N, M) = \left\{ \bar{n} \left(\sum_{i=1}^M n_i = N \right) \right\} \quad (2)$$

можно ввести многомерный случайный процесс

$$\bar{X}_t = (n_i(t))_M, \quad i=1, M. \quad (3)$$

Введем $Q = \{\bar{\alpha}\}_{M+N-1}$ - множество двоичных векторов размерности $M + N - 1$, у которых N координат принимают единичные значения. Для определения числа состояний РКС ($\text{card } \bar{X}_t$) на множестве $S(N, M)$ введем биективное отображение $\psi : S(N, M) \rightarrow Q$ таким образом, что любая нулевая координата вектора $\bar{\alpha} \in Q$ является разделителем классов целочисленных координат \bar{n} , а единичная - кодом обслуживаемой транзакции (например, $\psi((3, 1, 0, 2)) = (111010011)$).

При этом, очевидно, что $\text{card } Q = C_{N+M-1}^{M-1}$, а значит, вследствие биективности введенного отображения ψ $\text{card } S(N, M) = \text{card } Q = C_{N+M-1}^{M-1}$.

Определим число транзакций, находящихся на обслуживании в i -м УСС в момент времени t , как $\eta_i(n_i(t))$. Так как i -й УСС одновременно может обслуживать не более l_i транзакций, то

$$\eta_i(n_i(t)) = \min(l_i, n_i(t)).$$

Учитывая то, что на i -м УСС интенсивность обслуживания равна μ_i , можно рассчитать суммарную плотность потока событий, переводящих систему из фиксированного состояния

$$\bar{n} \in S(N, M)$$

в момент времени t , как

$$\lambda_{\bar{n}}^{(out)} = \sum_{i=1}^M \eta_i(n_i(t)) \cdot \mu_i. \quad (4)$$

Аналогично, плотность потока событий, переводящих систему в фиксированное состояние \bar{n} в момент времени t при завершении обслуживания транзакции на i -м УСС и приеме на обслуживание транзакции на j -м УСС, рассчитывается как

$$\lambda_{\bar{n}, i, j}^{(in)} = \eta_j(n_j(t) + 1) \cdot \mu_j \cdot p_{ji}, \quad (5)$$

где p_{ji} - элемент маршрутной матрицы рассматриваемой РКС.

Так как случайный процесс (3) на множестве состояний (2), исходя из (1), является марковским, то, учитывая (4) и (5), можно составить систему прямых уравнений Чепмена-Колмогорова [1]

$$\frac{dP(\bar{n}, t)}{dt} = -\lambda_{\bar{n}}^{(out)} \cdot P(\bar{n}, t) + \sum_{j=1}^M \sum_{i=1}^M \lambda_{\bar{n}, i, j}^{(in)} \cdot P(\bar{n} - \bar{e}_j + \bar{e}_i, t), \quad (6)$$

где \bar{e}_i - единичный вектор направления i .

Рассмотрим поведение полученной системы уравнений (6) в стационарном предельном режиме, который существует вследствие предположения о замкнутости ABC [2].

Обозначив $P(\bar{n}) = \lim_{t \rightarrow \infty} P(\bar{n}, t)$, получим следующую систему линейных разностных уравнений

$$\lambda_{\bar{n}}^{(out)} P(\bar{n}) = \sum_{j=1}^M \sum_{i=1}^M \lambda_{\bar{n}, i, j}^{(in)} \cdot P(\bar{n} - \bar{e}_j + \bar{e}_i), \quad (7)$$

которая описывает глобальный баланс рассматриваемой вычислительной сети [3]: скорость переходов из состояния \bar{n} равна скорости переходов в это же состояние.

Для нахождения решения системы (7) введем для каждого i -го УСС рекурсивную функцию $\varphi_i : (0, N) \rightarrow N$, вычисляющую число вариантов обслуживания транзакций, требующих данных, которые размещены на УСС с номером j :

$$\begin{aligned} \varphi_i(0) &= 1; \\ \varphi_i(j) &= \eta_i(j) \cdot \varphi_i(j-1), \quad j \in \overline{1, N}. \end{aligned}$$

Введем в (7) новую векторную переменную $R(\bar{n})$ таким образом, что

$$\delta(\bar{n}) = \prod_{k=1}^M \varphi_k^{-1}(n_k) \cdot R(\bar{n}). \quad (8)$$

Тогда

$$\begin{aligned} \lambda_{\bar{n}}^{(out)} \cdot \frac{R(\bar{n})}{\prod_{k=1}^M \varphi_k(n_k)} &= \\ &= \sum_{j=1}^M \sum_{i=1}^M \lambda_{\bar{n}, i, j}^{(in)} \cdot \frac{R(\bar{n} - \bar{e}_i + \bar{e}_j) \cdot \varphi_j(n_i + 1)}{\left(\prod_{\substack{k=1 \\ (k \neq i, j)}}^M \varphi_k(n_k) \right) \cdot \varphi_i(n_i - 1)}. \end{aligned}$$

После последовательной подстановки в полученное уравнение выражений (4) и (5) и несложных преобразований получаем

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^M \eta_i(n_i) \cdot \mu_i \cdot R(\bar{n}) &= \\ &= \sum_{j=1}^M \sum_{i=1}^M \eta_i(n_i) \cdot \mu_j \cdot p_{ji} \cdot R(\bar{n} - \bar{e}_i + \bar{e}_j). \end{aligned} \quad (9)$$

Для векторной переменной $R(\bar{n})$ возможно представление в виде произведения константы и M неизвестных параметров Z_i [4]. Поэтому

$$R(\bar{n}) = r_M(N) \cdot \prod_{i=1}^M Z_i, \quad (10)$$

где $r_M(N)$ - константа, определенная для заданного числа транзакций на известной архитектуре ЛВС.

Подставив (10) в (9) и произведя соответствующие сокращения, получим

$$\sum_{i=1}^M \eta_i(n_i) \left(\mu_i - \sum_{j=1}^M \mu_j P_{ji} \cdot \frac{Z_j}{Z_i} \right) = 0. \quad (11)$$

Для подмножества $S^N(N, M)$ множества состояний (2)

$$S(N, M) \subset S^N(N, M) = \{ \bar{n} (n_k = N, n_i = 0, i \neq k) \}$$

выражение (11) эквивалентно

$$\mu_i Z_i = \sum_{j=1}^M \mu_j Z_j P_{ji}, \quad (12)$$

так как в данном частном граничном случае вся обработка транзакций сосредоточена только в одном конкретном узле.

Ввод в (12) коэффициентов передачи $\omega_k = \mu_k Z_k$ приводит к следующей системе уравнений

$$\omega_i = \sum_{j=1}^M \omega_j P_{ij}, \quad i=1, M,$$

из которой определяются коэффициенты передачи и, соответственно, неизвестные параметры Z_i разложения (10). Это позволяет, исходя из (8), определить стационарное распределение вероятностей для случайного процесса (5) при $t \rightarrow \infty$

$$P(\bar{n}) = \frac{R(\bar{n})}{\prod_{k=1}^M \Phi_k(n_k)} = r_M(N) \cdot \prod_{k=1}^M \frac{Z_k^{n_k}}{\Phi_k(n_k)}.$$

Из условия замкнутости и стационарности рассматриваемого процесса (3) следует, что

$$\sum_{\bar{n} \in S(N, M)} P(\bar{n}) = 1,$$

где \bar{n} пробегает все возможные C_{N+M-1}^{M-1} значений на множестве состояний (2). Это позволяет определить константу $r_M(N)$:

$$\sum_{\bar{n} \in S(N, M)} r_M(N) \cdot \prod_{k=1}^M \frac{Z_k^{n_k}}{\Phi_k(n_k)} = 1;$$

$$r_M(N) = \left(\sum_{\bar{n} \in S(N, M)} \prod_{k=1}^M \frac{Z_k^{n_k}}{\Phi_k(n_k)} \right)^{-1}.$$

Тогда окончательно распределение вероятностей по C_{N-1}^{M+N-1} состояниям рассматриваемого процесса определяется как

$$P(\bar{n}) = \frac{\prod_{k=1}^M Z_k^{n_k} \Phi_k^{-1}(n_k)}{\sum_{\bar{n} \in S(N, M)} \prod_{k=1}^M Z_k^{n_k} \Phi_k^{-1}(n_k)}, \quad Z_k = \frac{\omega_k}{\mu_k}. \quad (13)$$

Для определения вероятности того, что в стационарном режиме i -й УСС должен будет обработать не менее чем N_i транзакций, воспользуемся выведенным выражением (13), т.е.

$$P(n_i \geq N_i) =$$

$$= \frac{1}{r_M(N)} \cdot \sum_{\substack{\bar{n} \in S(N, M) \\ n_i \geq N_i}} \prod_{k=1}^M \frac{Z_k^{n_k}}{\Phi_k(n_k)} = \frac{Z_i^{N_i}}{\Phi_i(N_i) r_M(N)} \times \\ \times \sum_{\bar{n} \in S(N-N_i, M)} \prod_{k=1}^M \frac{Z_k^{n_k}}{\Phi_k(n_k)} = \frac{Z_i^{N_i} r_M(N-N_i)}{\Phi_i(N_i) \cdot r_M(N)}.$$

Тогда маргинальное распределение числа транзакций, находящихся на обработке в i -м УСС, определяется вероятностью

$$P_i(N_i) = P(n_i \geq N_i) - P(n_i \geq N_i + 1) = \frac{Z_i^{N_i}}{r_M(N) \cdot \Phi_i(N_i)} \times \\ \times \left(r_M(N-N_i) - \frac{Z_i}{\eta_{i+1}(\eta_{i+1})} \cdot r_M(N-N_{i-1}) \right).$$

Следует учесть, что выражение для маргинального распределения транзакций выведено при наличии ряда существенных ограничений как на архитектуру РКС, так и на процесс функционирования в ее среде транзакций (замкнутость, однородность, беспriorитетная дисциплина обслуживания, а также длительность обслуживания транзакции в среде ЛВС, к которой был сделан запрос, распределена по экспоненциальному закону). Однако, именно в данном случае, вероятности стационарного распределения имеют мультипликативную форму [4], что позволяет использовать полученные результаты при анализе распределения транзакций в вычислительных сетях с менее жесткими ограничениями.

Вывод

Предложен метод, позволяющий оптимально распределить поток транзакций в сегментированной корпоративной сети. Метод учитывает характеристики отдельной транзакции, сегментацию КС и распределенность и объемы данных, необходимых для получения ответа на запрос. **Направление дальнейших исследований** – алгоритмизация предложенного метода оптимизации и привязка к техническим средствам КС.

Список литературы

1. Дайял. У. Мониторы транзакций третьего поколения / У. Дайял. – М.: Техносфера, 2009. – 380 с
2. Клейнрок Л. Теория массового обслуживания. – М.: Машиностроение, 1979. – 432 с.
3. Янбух Г.Ф., Столяров Б.А. Оптимизация информационно - вычислительных сетей. – М.: Радио и связь, 1987. – 232 с.
4. Chandy K.M., Martin I. Characterization of product form Queueing Networks // I. ACM. – 1983. – Vol. 30, № 2. – P. 286-299.
5. Кульгин М. Технология корпоративных сетей. Энциклопедия / М. Кульгин. – СПб.: Питер, 2001. – 704 с.

Поступила в редколлегию 27.11.2010

Рецензент: канд. физ.-мат. наук, с.н.с.. А.А. Можаяев, Национальный технический университет “ХПИ”, Харьков.

МЕТОД ОПТИМАЛЬНОГО РОЗПОДІЛУ ТРАНЗАКЦІЙ КОРПОРАТИВНОЇ МЕРЕЖІ

О.В. Шевченко, С.М. Нечаусов

Запропонований метод, що дозволяє оптимально розподілити потік транзакцій в сегментованій корпоративній мережі. Метод враховує характеристики окремої транзакції, сегментацію мережі, розподіленість і об'єми даних, необхідних для отримання відповіді на запит.

Ключові слова: корпоративна мережа, транзакція, дані.

METHOD OF THE OPTIMUM DISTRIBUTING OF TRANSACTIONS OF CORPORATE NETWORK

A.B. Shevchenko, S.N. Nechausov

A method, allowing it is optimum to distribute the stream of transactions in the segmented corporate network, is offered. A method takes into account descriptions of separate transaction, segmentation of corporate network, state of distribution and volumes of information, necessary for the receipt of answer for a query.

Keywords: corporate network, transaction, information.